The Effect of Conditional Accounting Conservatism on the Debt Maturity and Growth through External Financing Considering Corporate Governance Mechanisms

seyedabbas hashemi*
Associate Professor of Accounting, University of Isfahan, Isfahan, Iran
Hadi Amiri
Assistant Professor of Economy, University of Isfahan, Isfahan, Iran
Ali Hassanzadeh
Master of Accounting, University of Isfahan, Isfahan, Iran

Abstract
The separation of management from ownership has led to information asymmetries between managers and owners of companies. Useful solutions for reducing information asymmetry between managers, owners and creditors can note to accounting conservatism, debt maturity shortening, and the establishment of a strong corporate governance. The purpose of this study is to investigate the effect of conditional conservatism on debt maturity and externally financed growth,and also the effect of the strength and weakness of the corporate governance on the amount of these impacts. To achieving the purposes, four hypotheses were developed. In order to test the hypotheses, using the method of systematic elimination, Sample consists of 159 companies listed in Tehran Stock Exchange during the years 2006 to 2015 were selected and linear regression model with the model of panel data were applied. The findings of the research show that conditional conservatism has a positive impact on the debt maturity, but unexpectedly, it has a negative effect on the externally financed growth. The results also indicate that there is a significant difference between the effect of conditional conservatism on debt maturity and the externally financed growth in firms with strong and weak corporate governance.

Keywords: Corporate Governance, Conditional Conservatism, Firm Growth, External Financing.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

* a.hashemi@ase.ui.ac.ir

پژوهش‌های حسابداری مالی
سال نهم، شماره چهارم، پیاپی (۳٤)، زمستان ۱۳۹٦
تاریخ وصول: ۱۳۹٦/۰۸/۰٦
تاریخ پذیرش: ۱۳۹٦/۱۲/۲۱
صص: ٦۰-۳۹

تأثیر محافظه‌کاری شرطی بر سررسید بدهی و رشد ناشی از تأمین مالی خارجی با درنظرگرفتن سازوکارهای نظام راهبری شرکتی

سید عباس هاشمی[*1]، هادی امیری[**]، علی حسن زاده[***]
* دانشیار حسابداری، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران
a.hashemi@ase.ui.ac.ir
** استادیار اقتصاد، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران
h.amiri@ase.ui.ac.ir
*** کارشناس ارشد حسابداری، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران
aoe2.ah@gmail.com

چکیده

جدایی مدیریت از مالکیت، به عدم‌تقارن اطلاعاتی بین مدیران و مالکان شرکت‌ها منجر شده است. از راهکارهای سودمند برای کاهش عدم‌تقارن اطلاعاتی بین مدیران، مالکان و اعتباردهندگان، محافظه‌کاری حسابداری، کوتاه‌تر شدن سررسید بدهی‌ها و استقرار نظام راهبری شرکتی قوی است. هدف پژوهش حاضر، بررسی تأثیر محافظه‌کاری شرطی بر سررسید بدهی و رشد ناشی از تأمین مالی خارجی و همچنین، تأثیر قوت و ضعف نظام راهبری شرکتی بر میزان این تأثیرگذاری‌هاست. در راستای هدف پژوهش، چهار فرضیه تدوین شد. برای آزمون این فرضیه‌ها با استفاده از روش حذف نظام‌مند، نمونه‌ای متشکل از ۱۵۹ شرکت از بین شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران طی سال‌های ۱۳۸۵ تا ۱۳۹٤ انتخاب و از الگوی رگرسیونی چندمتغیره به روش داده‌های ترکیبی استفاده شد. نتایج حاصل از آزمون فرضیه‌های پژوهش نشان می‌دهد محافظه‌کاری شرطی بر سررسید بدهی تأثیر مثبت دارد؛ اما برخلاف انتظار، بر رشد ناشی از تأمین مالی خارجی تأثیر منفی دارد. همچنین، نتایج بیانگر این مطلب است که بین تأثیر محافظه‌کاری شرطی بر سررسید بدهی و رشد ناشی از تأمین مالی خارجی در شرکت‌های با نظام راهبری شرکتی قوی و ضعیف تفاوت معنادار وجود دارد.

واژه‌های کلیدی: سازوکارهای نظام راهبری شرکتی، محافظه‌کاری شرطی، رشد شرکت، تأمین مالی خارجی

۱- نشانی مکاتباتی نویسندهٔ مسئول: a.hashemi@ase.ui.ac.ir

Copyright©2017, University of Isfahan. This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License (http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/), which permits others to download this work and share it with others as long as they credit it, but they can t change it in any way or use it commercially

مقدمه

با گسترش شرکت‌های سهامی و جدایی مدیریت از مالکیت، به‌دلیل همسونبودن منافع مدیران با مالکان و اعتباردهندگان، عدم‌تقارن اطلاعاتی میان آنها به‌وجود آمد. برای کاهش عدم‌تقارن اطلاعاتی راهکارهای مختلفی ارائه شده است که ازجملهٔ آنها، محافظه‌کاری حسابداری، کوتاه‌ترشدن سررسید بدهی‌ها و استقرار نظام راهبری شرکتی قوی است. محافظه‌کاری با شناسایی به‌موقع زیان‌ها باعث کاهش عدم‌تقارن اطلاعاتی می‌شود و به مالکان کمک می‌کند بهتر و به‌هنگام‌تر بتوانند در مورد انتخاب یا برکناری مدیران تصمیم‌گیری کنند [۱۶،۱۰]. از طرفی، هنگامی که شرکت از بدهی‌های کوتاه‌مدت برای تأمین مالی استفاده می‌کند، نظارت اعتباردهندگان بر عملکرد مدیران افزایش و بنابراین، عدم‌تقارن اطلاعاتی و هزینه‌های نمایندگی کاهش می‌یابد [۳۳،۲۷،۲۳،۲۱]. تقاضا برای حسابداری محافظه‌کارانه در شرکت‌هایی که از بدهی کوتاه‌مدت برای تأمین مالی استفاده می‌کنند، کمتر از شرکت‌هایی است که از بدهی‌های بلندمدت استفاده می‌کنند [۱۶،۳۳]. از طرفی، استقرار نظام راهبری شرکتی قوی نیز ممکن است به کنترل و نظارت بهتر مالکان بر عملکرد مدیران شرکت منجر شود و عدم‌تقارن اطلاعاتی و هزینه‌های نمایندگی را کاهش دهد [۱۰،۱۸،۳۰].

یکی از معیارهای سنجش عملکرد مدیریت شرکت، رشد فروش شرکت است. این معیار به مالکان برای انتخاب مدیران کارآمد کمک می‌کند. رشد شرکت از دید بازار سرمایه و مدیریت، مقولهٔ مهمی است و بر رفتار مدیریتی و گزارشگری مدیران تأثیر می‌گذارد. بنگاهها به‌منظور اجرای طرح‌های سودآور و دستیابی به حداکثر بازدهی در جهت افزایش منافع سهامداران خود، از منابع مالی مختلف بهره می‌گیرند. توانایی بنگاهها در مشخص‌کردن منابع داخلی یا خارجی برای فراهم‌کردن سرمایه از عوامل اصلی رشد و پیشرفت آنها محسوب می شود. توانایی یک بنگاه در دسترسی به تأمین مالی خارجی عامل اصلی در توسعه، رشد و بقای آن است [۴].

تاکنون پژوهش‌های زیادی در زمینهٔ تصمیمات مالی شرکت‌ها و همچنین، عوامل مؤثر بر ساختار سرمایهٔ شرکت‌ها انجام شده است. به‌طور سنتی، صرفه‌جویی مالیاتی ناشی از کسر هزینهٔ بهره از سود، نخستین مزیت تأمین مالی از طریق اخذ وام و اعتبارات است که الگوسازی و ارائه شده است. از دیگر مزایای بدهی برای سرمایه‌گذاران، متعهدشدن مدیریت به عملکرد مؤثر و باکفایت به‌دلیل نظارت اعتباردهندگان است که موجب افزایش رشد شرکت می‌شود. همچنین، کوتاه‌ترشدن سررسید بدهی، به نظارت بیشتر اعتباردهندگان بر تصمیمات مدیریت و درنتیجه کاهش هزینه‌های نمایندگی منجر می‌شود. یکی دیگر از راهکارهای نظارت بر مدیریت و کاهش هزینه‌های نمایندگی استفاده از حسابداری محافظه‌کارانه است. از طرفی، هرچه سررسید بدهی کوتاه‌تر شود استفاده از محافظه‌کاری در حسابداری که سازوکاری نظارتی است، جایگزین کمتر می‌شود. از جانب دیگر، اعتباردهندگان در برآورد ریسک پرداخت‌نکردن، کیفیت نظام راهبری شرکتی موجود در شرکت‌ها را مدنظر قرار می‌دهند؛ بنابراین، کیفیت نظام راهبری شرکتی بر روش‌های تأمین مالی شرکت‌ها تأثیر دارد.

با توجه به روند روزافزون خصوصی‌سازی شرکت‌ها و پذیرش آنها در بورس اوراق بهادار تهران، سهامداران رد و پراکنده در ساختار مالکیت

شرکت‌های ایرانی به‌وجود آمده است و با توجه به فسادهای مالی در سال‌های اخیر لزوم بازگرداندن اعتماد به سرمایه‌گذاران و حفظ حقوق سایر ذی‌نفعان ضروری به‌نظر می‌رسد. با توجه به اینکه پژوهشی تاکنون تأثیر محافظه‌کاری حسابداری بر سررسید بدهی و رشد ناشی از تأمین مالی برون‌سازمانی شرکت و همچنین، تأثیر ضعف و قوت سازوکارهای نظام راهبری شرکتی بر این روابط را در ایران بررسی نکرده است، این پژوهش سعی دارد این خلأ پژوهشی را بپوشاند تا از این طریق بتواند به سرمایه‌گذاران و اعتباردهندگان شرکت‌ها در تصمیم‌گیری کمک کند.

مبانی نظری و پیشینهٔ پژوهش

پراکندگی مالکیت که در نتیجهٔ ایجاد شرکت‌های سهامی و جدایی مدیریت از مالکیت به‌وجود آمده است، به عدم‌تقارن اطلاعاتی میان مدیران، مالکان و اعتباردهندگان منجر شده است. به‌دلیل کاهش پیامد عدم تقارن اطلاعاتی درزمانی که سررسید بدهی کوتاه‌تر است، تقاضا برای حسابداری محافظه‌کارانه به عنوان یک وسیلهٔ نظارت جایگزین، از جانب اعتباردهندگان کوتاه‌مدت، کمتر از سرمایه‌گذاران و اعتباردهندگان بلندمدت است [۳۳]. باتوجه به اینکه محافظه‌کاری سازوکار نظارتی مؤثری است، می‌تواند به شرکت‌ها در تسهیل جذب منابع برای سرمایه‌گذری در طرح‌های بالقوهٔ سودآور کمک کند؛ زیرا بی‌میلی سرمایه‌گذاران در زمینهٔ تأمین مالی طرح‌های بالقوه سودآور از طریق سرمایه را کاهش می‌دهد و به شرکت‌ها اجازه می‌دهد در طرح‌های با خالص ارزش فعلی (NPV) مثبت بیشتری سرمایه‌گذاری کنند؛ بنابراین محافظه‌کاری حسابداری، به افزایش رشد ناشی از تأمین مالی خارجی کمک می‌کند. به‌دلیل اینکه به سرمایه‌گذاران بالقوه این اطمینان را می‌دهد که اخبار بد در قیمت سهام منعکس شده است. از طرفی نظام راهبری شرکتی نیز به‌عنوان یک راهکار نظارتی، بر تأثیر محافظه‌کاری بر سررسید بدهی و رشد ناشی از تأمین مالی خارجی مؤثر است [۲۸].

تقاضا برای حسابداری محافظه کارانه با توجه به ساختار سررسید بدهی، متفاوت است. بر اساس پژوهش‌های پیشین از جمله خورانا و وانگ [۲۹] بین محافظه‌کاری حسابداری و بدهی کوتاه‌مدت رابطهٔ منفی وجود دارد؛ به‌عبارت‌دیگر، بدهی کوتاه مدت بیشتر، موجب استفادهٔ کمتر از گزارشگری محافظه‌کارانه می‌شود. یکی از راههای کاهش هزینه‌های نمایندگی، کوتاه‌ترکردن سررسید بدهی‌های معوق است [۳۳]. هرچه سررسید بدهی کوتاه‌تر باشد، تناوب تجدید قراردادهای بدهی بیشتر می‌شود و ازاین‌رو، نظارت اعتباردهندگان بر عملکرد مدیر و تصمیمات مرتبط با سرمایه‌گذاری منابع شرکت افزایش می‌یابد؛ بنابراین، هرچه سررسید بدهی کوتاه‌تر باشد، عدم‌تقارن اطلاعاتی میان مدیران و اعتباردهندگان کاهش می‌یابد [۱۲]. محافظه‌کاری حسابداری همچون سازوکاری، به کاهش هزینه‌های نمایندگی ناشی از عدم تقارن اطلاعاتی و تضاد منافع کمک می‌کند. شناخت سریع زیان، به خصوص برای اعتباردهندگان، مفید است؛ زیرا باعث کشف به موقع نقض قرارداد می‌شود و به اعتباردهندگان اجازه می‌دهد از تصمیمات اساسی جلوگیری کند که ممکن است کیفیت قرارداد بدهی را خدشه‌دار کند. همچنین، تقاضا برای محافظه‌کاری، از بازارهای بدهی سرچشمه می‌گیرد. هرچند، سودمندی

محافظه‌کاری حسابداری به‌عنوان سازوکار هشدار سریع، ممکن است در بدهی های با سررسید مختلف یکسان نباشد [۱۶].

ادبیات نظریه های نمایندگی نشان می دهد جدایی مالکیت از مدیریت در شرکت‌های سهامی عام، تضاد منافع به‌وجود می آورد و موجب ایجاد هزینه های نمایندگی می شود [۲۶،۲۲]. زمانی که حسابداری محافظه‌کارانه‌تر است، به‌دلیل اینکه حسابداری محافظه‌کارانه اعتباردهندگان را قادر می سازد تا بهتر بتوانند از انتقال ثروت به سهامداران ازسوی مدیران جلوگیری کنند، شرکت دسترسی بهتری به سرمایهٔ بدهی دارد [۱۴].

یکی دیگر از راهکارهای کاهش هزینه‌های نمایندگی، استقرار نظام راهبری قوی است. بیکس و همکاران [۱۸] از نخستین پژوهشگرانی بودند که به بررسی رابطهٔ بین محافظه‌کاری با ویژگی‌های هیئت مدیره پرداختند. آنها در پژوهش خود مشاهده کردند شرکت‌های با نسبت بالای مدیران غیرموظف در ترکیب هیئت‌مدیره، با احتمال بیشتری اقدام به شناسایی سریع تر اخبار بد نسبت به اخبار خوب (محافظه‌کاری) می‌کنند. لارا و همکاران [۳۰] دریافتند شرکت های با نظام راهبری شرکتی قوی از اقلام تعهدی برای آگاه‌سازی به‌موقع سرمایه‌گذارانشان از اخبار بد استفاده می‌کنند. آنها یادآوری کردند نظام راهبری شرکتی قوی نقش مهمی در استفاده از محافظه‌کاری برای هشدار به ذی‌نفعان برای بررسی علل موضوع دارد.

حاجی پور [۴] در پژوهش خود باعنوان «تأثیر محافظه‌کاری شرطی و رشد شرکت‌های دارای بدهی با درنظرگرفتن زمان سررسید بدهی ها» به بررسی تأثیر محافظه‌کاری شرطی بر رشد شرکت ناشی از تأمین مالی از طریق بدهی و سررسید بدهی‌ها پرداخت. نتایج پژوهش وی نشان‌دهندهٔ تأثیر مثبت و معنادار محافظه‌کاری شرطی بر سررسید بدهی و رشد ناشی از تأمین مالی از طریق بدهی بلندمدت است. نتایج این پژوهش، نشان‌دهندهٔ وجود رابطهٔ قوی بین محافظه‌کاری شرطی حسابداری و رشد شرکت از طریق بدهی بلندمدت نسبت به رشد ازطریق بدهی کوتاه‌مدت است.

زلقی و همکاران [۶] در پژوهشی باعنوان «بررسی تأثیر ویژگی‌های هیئت‌مدیره بر محافظه‌کاری حسابداری در شرکت های پذیرفته شده در بورس اوراق بهادار تهران» تأثیر ویژگی های هیئت‌مدیره بر محافظه‌کاری حسابداری و نقش هیئت‌مدیره در حفظ منافع ذی‌نفعان از طریق محافظه‌کاری حسابداری را بررسی کردند. نتایج پژوهش، حاکی از وجود رابطهٔ مستقیم و معنادار بین دوگانگی وظیفه مدیرعامل و رییس هیئت‌مدیره، غیرموظف‌بودن رییس هیئت‌مدیره و درصد اعضای غیرموظف هیئت‌مدیره و نبودنِ رابطهٔ مستقیم و معنادار بین اندازهٔ هیئت‌مدیره، تخصص مالی اعضای هیئت‌مدیره و مدت تصدی مدیرعامل با محافظه‌کاری حسابداری است.

شهبازی و مشایخی [۸] در پژوهش خود باعنوان «بررسی رابطهٔ نسبت بدهی، اندازه و هزینهٔ سرمایهٔ شرکت با محافظه‌کاری مشروط و غیرمشروط» رابطهٔ نسبت بدهی را با محافظه‌کاری مشروط و غیرمشروط در بورس اوراق بهادار تهران را بررسی کردند. نتایج پژوهش نشان داد بین نسبت بدهی و محافظه‌کاری در هر دو نوع مشروط و غیرمشروط رابطهٔ مثبت و معناداری وجود دارد که مؤید این فرضیه است که قراردادهای بدهی یکی از مهم‌ترین منابع تقاضا برای محافظه‌کاری به‌شمار می‌روند.

حساس یگانه و احمدی [۵] در پژوهشی با عنوان «رابطهٔ سازوکارهای حاکمیت شرکتی و محافظه کاری» ارتباط بین سازوکارهای «میزان سهام بزرگ‌ترین سهامدار، شخصیت اصلی‌بودن، میزان تمرکز سهام، حضور مدیرعامل در هیئت‌مدیره، مالکیت و نفوذ دولت، رتبهٔ کیفیت افشا، میانگین سهام در تملک اعضای هیئت‌مدیره، درصد سهام شناور آزاد شرکت، حضور متخصص مالی غیرموظف در هیئت‌مدیره، نسبت مدیران غیرمؤظف و مرجع حسابرسی» از سازوکارهای نظام راهبری شرکتی را که نقش مهمی در این خصوص ایفا می کنند، با محافظه کاری حسابداری بررسی کردند. نتایج این پژوهش نشان می دهد به غیر از میزان تمرکز سهام شرکت و کیفیت افشا و اطلاع‌رسانی بین سایر سازوکارهای نظام راهبری شرکتی و محافظه‌کاری حسابداری روابط معناداری وجود دارد.

جعفری صمیمی و همکاران [۳] در پژوهش خود باعنوان «بررسی اثر روش تأمین مالی بر رشد سودآوری بنگاهها در ایران» اثر روش تأمین منابع مالی بر رشد سودآوری بنگاهها و شناسایی عوامل مؤثر بر نیاز به تأمین مالی رشد بنگاهها با استفاده از منابع خارجی را بررسی کردند. نتایج پژوهش بیانگر این است تأمین مالی کوتاه مدت اهمیت بیشتری در دستیابی بنگاهها به نرخ‌های رشد بالاتر دارد.

پورحیدری و غفارلو [۲] در پژوهش خود با عنوان «تأمین مالی و تغییرات سطح محافظه کاری مشروط حسابداری» اثر تأمین مالی بر روی تغییرات سطح محافظه‌کاری مشروط درگزارشگری مالی را بررسی کردند. نتایج پژوهش نشان داد، شرکت هایی که از طریق بدهی های بلندمدت تأمین مالی می کنند، نه در دورهٔ تأمین مالی و نه در دورهٔ قبل از آن سطح محافظه‌کاری مشروط را کاهش نمی‌دهند.

محمد و همکاران [۳۲] در پژوهشی باعنوان «محافظه‌کاری حسابداری، حاکمیت شرکتی و ارتباطات سیاسی» تأثیر ارتباطات سیاسی شرکت بر میزان شدت اثر حاکمیت شرکتی بر محافظه کاری حسابداری را بررسی کردند. نتایج پژوهش آنها نشان‌دهندهٔ تأثیر مثبت استقلال هیئت‌مدیره بر سطح محافظه کاری شرکت و همچنین، تأثیر منفی ارتباطات سیاسی شرکت بر میزان این تأثیرگذاری است. نتایج همچنین نشان می دهد ارتباطات سیاسی شرکت، بر عملکرد آتی آن تأثیر مثبت دارد.

کانگ و همکاران [۲۸] در پژوهشی باعنوان «محافظه کاری حسابداری و رشد شرکت ناشی از تأمین مالی خارجی از طریق بدهی؛ نقش سررسید بدهی» تأثیر محافظه کاری بر رشد ناشی از تأمین مالی خارجی و سررسید بدهی را بررسی کردند. یافته‌های این پژوهش نشان می دهد محافظه کاری حسابداری با سررسید بدهی و رشد ناشی از تأمین مالی خارجی از طریق بدهی رابطهٔ مثبت و معناداری دارد؛ البته این رابطهٔ مثبت با رشد ناشی از بدهی بلندمدت بیشتر از بدهی کوتاه مدت مشاهده شد. آنها همچنین، تأثیر سازوکارهای نظام راهبری شرکتی را بر رابطهٔ محافظه کاری با سررسید بدهی و رشد ناشی از تأمین مالی خارجی از طریق بدهی بررسی کردند و دریافتند روابط مذکور در شرکت های با نظام راهبری شرکتی قوی‌تر، بیشتر است.

خورانا و وانگ [۲۹] در پژوهشی باعنوان «ساختار سررسید بدهی و محافظه کاری حسابداری» به بررسی تأثیر ساختار سررسید بدهی بر محافظه‌کاری پرداختند. یافته‌های پژوهش نشان داد بین بدهی کوتاه‌مدت و محافظه‌کاری رابطهٔ منفی و معناداری وجود دارد؛ به‌عبارت‌دیگر، بدهی

کوتاه مدت بیشتر، موجب استفادهٔ کمتر از گزارشگری محافظه‌کارانه می‌شود.

هاو و همکاران [٢٥] در پژوهشی با عنوان «تأمین مالی از طریق بدهی و محافظه‌کاری حسابداری در شرکت های خصوصی» به بررسی تأثیر تأمین مالی از طریق بدهی عمومی (اوراق قرضه) بر محافظه‌کاری حسابداری و تأثیر عدم تقارن اطلاعاتی بر رابطهٔ بین تأمین مالی از طریق بدهی عمومی و محافظه کاری حسابداری پرداختند. طبق نتایج پژوهش آنها شرکت های خصوصی که برای اولین بار اوراق قرضه منتشر می کنند، افزایش معناداری در محافظه‌کاری حسابداری دارند. نتایج آنها نشان می دهد شرکت های خصوصی با عدم تقارن اطلاعاتی بالا، هنگام انتشار اولیه اوراق قرضه، افزایش بیشتری در محافظه کاری حسابداری نسبت به شرکت‌های خصوصی با عدم‌تقارن اطلاعاتی پایین دارند.

بلک و همکاران [١٩] در پژوهشی با عنوان «رابطهٔ سطح نظام راهبری شرکتی و ارزش شرکت با شواهد آن در هندوستان» تأثیر سطح قوت نظام راهبری شرکتی را بر ارزش بازار شرکت بررسی کردند. نتایج پژوهش آنها نشان داد بین نظام راهبری شرکتی و ارزش بازار شرکت رابطهٔ مثبت و معناداری وجود دارد. این پژوهش همچنین نشان داد رابطهٔ مذکور در شرکت‌های دارای سودآوری و فرصت‌های رشد بیشتر، قوی‌تر است.

بیتی و همکاران [١٧] در پژوهشی باعنوان «محافظه‌کاری و بدهی» شروط گنجانده‌شده در قراردادهای بدهی را بررسی کردند. نتایج پژوهش آنها نشان داد هنگامی که هزینه های نمایندگی بدهی بالاتر است، این شروط قراردادی بیشتر استفاده می شوند. با این حال، شواهد ایشان بیانگر این بود که شروط قراردادی، تقاضای اعتباردهندگان برای محافظه‌کاری را به‌تنهایی برآورده نمی‌سازد؛ بنابراین، برای کاهش هزینه های نمایندگی ناشی از بدهی نیاز به استفاده از حسابداری محافظه کارانه نیز وجود دارد.

ژانگ [٣٥] در پژوهشی باعنوان «منافع قراردادی محافظه‌کاری حسابداری برای وام‌دهندگان و وام‌گیرندگان» منافع محافظه‌کاری برای وام‌دهندگان و وام‌گیرندگان را طی فرایند قرارداد بدهی بررسی می‌کند. نتایج این پژوهش نشان داد منافع محافظه‌کاری برای وام‌دهندگان کاهش عدم‌تقارن اطلاعاتی و هزینه‌های نمایندگی، و برای وام‌گیرندگان کاهش نرخ بهره (هزینهٔ بدهی) است.

با توجه به مبانی نظری و پیشینهٔ پژوهش، یکی از راههای کاهش عدم‌تقارن اطلاعاتی، به‌کارگیری محافظه‌کاری در حسابداری است. از طرفی کوتاه‌ترشدن سررسید بدهی‌های شرکت نیز به‌دلیل نظارت بیشتر اعتباردهندگان بر عملکرد شرکت، منجر به کاهش عدم‌تقارن اطلاعاتی می‌شود. رشد شرکت نیز یکی از معیارهای سنجش عملکرد شرکت است. توانایی شرکت در دسترسی به منابع برون‌سازمانی برای تأمین مالی نیز یکی از عوامل رشد شرکت است؛ بنابراین، میزان محافظه‌کاری استفاده‌شده در حسابداری، می‌تواند بر سررسید بدهی و رشد شرکت مؤثر باشد. از طرفی نظام راهبری شرکتی قوی نیز با توجه به کاهش عدم‌تقارن اطلاعاتی و هزینه‌های نمایندگی، می‌تواند بر روابط بین محافظه‌کاری با سررسید بدهی و رشد شرکت تأثیرگذار باشد.

فرضیه‌های پژوهش

همان‌طور که در مبانی نظری بیان شد، کوتاه‌ترکردن سررسید بدهی، محافظه‌کاری

حسابداری و نظام راهبری شرکتی قوی از راهکارهای کاهش عدم‌تقارن اطلاعاتی هستند؛ از طرفی محافظه‌کاری به عنوان سازوکار نظارتی جایگزین بر کوتاه‌ترشدن سررسید بدهی تأثیر منفی و بنابراین، بر بلندمدت‌ترشدن بدهی‌ها تأثیر مثبت دارد. از دیگر جانب، محافظه‌کاری حسابداری، رشد ناشی از تأمین مالی خارجی افزایش می‌دهد. به این دلیل که سرمایه‌گذاران بالقوه را از انعکاس اخبار بد در قیمت سهام مطمئن می‌کند. همچنین، قوی‌بودن نظام راهبری شرکتی تأثیرگذاری‌های مذکور را بیشتر می‌کند. با توجه به مطالب یادشده، فرضیه‌های پژوهش حاضر به شرح ادامه تدوین شده است:

فرضیهٔ ۱: محافظه‌کاری حسابداری بر سررسید بدهی اثر مثبت و معناداری دارد.

فرضیهٔ ۲: محافظه‌کاری حسابداری بر رشد ناشی از تأمین مالی خارجی اثر مثبت و معناداری دارد.

فرضیهٔ ۳: بین تأثیر محافظه‌کاری حسابداری بر سررسید بدهی در شرکت‌های با نظام راهبری شرکتی قوی و ضعیف تفاوت معنادار وجود دارد.

فرضیهٔ ٤: بین تأثیر محافظه‌کاری حسابداری بر رشد ناشی از تأمین مالی خارجی در شرکت‌های با نظام راهبری شرکتی قوی و ضعیف تفاوت معنادار وجود دارد.

روش پژوهش

با توجه به اینکه نتایج حاصل از این پژوهش در فرایند تصمیم‌گیری استفاده شود، این پژوهش از لحاظ هدف کاربردی است. همچنین، از آنجاکه به‌دنبال ارزیابی ارتباط بین دو یا چند متغیر است، ازنظر ماهیت توصیفی ° همبستگی است. برای جمع‌آوری مبانی نظری و متون موضوع پژوهش از روش کتابخانه‌ای و به‌منظور آزمون فرضیه‌های پژوهش از الگوهای رگرسیونی چندمتغیره با استفاده از داده‌های ترکیبی استفاده شده است. داده‌های مورد نیاز و اطلاعات مالی به روش اسنادکاوی و ازطریق مراجعه به صورت‌های مالی شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران و بانک اطلاعاتی ره‌آورد نوین جمع‌آوری و برای جمع‌بندی و انجام محاسبات و تجزیه و تحلیل آنها از نرم‌افزارهای Excel، Eviews نسخهٔ ۸ و Stata نسخهٔ ۱۲ استفاده شده است.

جامعهٔ آماری این پژوهش کلیهٔ شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران است. از آنجاکه برای محاسبهٔ متغیرهای پژوهش از اطلاعات دوسال قبل و سه‌سال بعد نیز استفاده شده است، داده‌های مورد نیاز برای دوره زمانی ۱۳۸۵ تا ۱۳۹٤ جمع‌آوری و در نهایت آزمون فرضیه‌ها در قلمرو زمانی سال‌های ۱۳۸۷ تا ۱۳۹۱ انجام شد. روش نمونه‌برداری در این پژوهش مبتنی بر روش حذف نظام‌مند است؛ بدین‌منظور کلیهٔ شرکت‌های جامعهٔ آماری که دارای شرایط زیر بوده‌اند، نمونه انتخاب شدند:

۱- به‌منظور قابل‌مقایسه‌بودن اطلاعات، سال مالی شرکت منتهی به ۲۹ اسفندماه باشد.

۲- جزء شرکت‌های واسطه‌گری مالی (بانک‌ها، سرمایه‌گذاری‌ها و لیزینگ) نباشد.

۳- کلیهٔ داده‌های موردنیاز پژوهش برای شرکت‌های موردبررسی موجود باشد.

٤- طی بازه زمانی پژوهش دورهٔ مالی خود را تغییر نداده باشند.

با توجه به شرایط و محدودیت‌های گفته‌شده، از بین شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار، درمجموع ۱۵۹ شرکت انتخاب شدند.

متغیرها و الگوهای پژوهش

متغیرهای مورداستفاده در این پژوهش بر چهار نوع‌اند: متغیر وابسته، متغیر مستقل، متغیر کنترلی و متغیر تعدیلگر؛ که در ادامه نحوهٔ اندازه‌گیری آنها بیان شده است.

متغیرهای وابسته

در این پژوهش، دو متغیر سررسید بدهی و رشد ناشی از تأمین مالی خارجی، متغیرهای وابسته انتخاب شده است.

سررسید بدهی(LTD): برای اندازه‌گیری این متغیر از نسبت بدهی‌های بلندمدت به کل بدهی‌های شرکت i در پایان سال t به‌عنوان متغیر سررسید بدهی استفاده شده است.

رشد ناشی از تأمین مالی خارجی شرکت (EFG): معیار این پژوهش برای رشد ناشی از تأمین مالی خارجی، همانند پژوهش کانگ و همکاران [٢٨]، بر اساس الگوی دمیرگوک- کانت و ماکسیموویچ [٢١] است. این الگو، ابتدا حداکثر نرخ رشد فروش یک شرکت را با فرض محدودیت‌های تأمین مالی، صرفاً از طریق منابع داخلی محاسبه می‌کند و آن را نرخ رشد ناشی از تأمین مالی داخلی (IG)[1] می‌نامد. سپس مازاد نرخ رشد فروش شرکت را نسبت به این نرخ رشد (IG) محاسبه می‌کند و آن را با EFG[2] نشان می‌دهد که بیانگر نرخ رشد ناشی از تأمین مالی خارجی است. برای محاسبهٔ این نرخ ابتدا «نیاز به تأمین مالی خارجی» (EFN[3]) طبق رابطهٔ (١) محاسبه می‌شود:

$$EFN_t = g_t * A_t \circ (1+g_t) * E_t * b_t \qquad \text{رابطه (١)}$$

g_t : نرخ رشد شرکت؛ در این پژوهش عبارت است از نرخ رشد فروش (فروش سال t منهای فروش سال t-1، تقسیم بر فروش سال t-1)

A_t : جمع دارایی‌ها در سال t

E_t : سود خالص پس از کسر مالیات در سال t

b_t : نسبتی از سود خالص (پس از کسر مالیات) است که بین سهامداران توزیع نشده و برای سرمایه‌گذاری مجدد در شرکت در دورهٔ t نگهداری می‌شود.

جملهٔ اول عبارت سمت راست رابطهٔ (١) یعنی g_t*A_t بیانگر سرمایه‌گذاری موردنیاز یک شرکت در نرخ رشد g و جملهٔ دوم این عبارت، یعنی $(1+g_t)*E_t*b_t$ بیانگر بخشی از تأمین مالی موردنیاز برای افزایش مجموع دارایی‌هاست که از منابع داخلی به‌دست می‌آید و به‌صورت افزایش در سود انباشتهٔ شرکت نشان داده می‌شود؛ بنابراین، نیاز به تأمین مالی خارجی برابر است با آن بخشی از افزایش در دارایی‌ها که به‌واسطهٔ تأمین مالی داخلی قابل پوشش نیست.

با توجه به توضیحات مربوط به EFN، نرخ رشد ناشی از تأمین مالی داخلی (IG) به شرح زیر محاسبه می‌شود:

نرخ رشد ناشی از تأمین مالی داخلی(IG) حداکثر نرخ رشد شرکت است که صرفاً به‌واسطهٔ استفاده از منابع داخلی شرکت و استفاده‌نکردن از تأمین مالی خارجی و همچنین، حفظ یک نسبت تقسیم سود ثابت حاصل می‌شود. برای محاسبهٔ نرخ رشد ناشی از تأمین مالی داخلی، EFN در رابطهٔ (١) برابر صفر قرار داده می‌شود (زیرا فرض می‌شود شرکت نیازی به تأمین مالی خارجی ندارد) و سپس در رابطهٔ (١) نرخ رشد شرکت (g_t) محاسبه می‌شود؛ بنابراین، با

1 - Internal Growth Rate
2 - External Financing Growth
3 - External Financing Need

انجام چند عمل جبری، به‌طور خلاصه IG از طریق رابطهٔ (۲) به شرح زیر محاسبه می‌شود:

رابطهٔ (۲) $IG_t = (ROA_t*b_t)/(1-ROA_t*b_t)$

که ROA_t نرخ بازده دارایی‌های شرکت، یا نسبت سود خالص پس از کسر مالیات به جمع دارایی‌هاست. به‌عبارت‌دیگر، نرخ رشد ناشی از تأمین مالی داخلی، نرخ رشدی است که بدون هیچ‌گونه تأمین مالی خارجی می‌توان به آن دست یافت؛ چون درآمد شرکت صرفاً از محل منابع داخلی با چنین نرخی رشد می‌کند. در این حال، افزایش موردنیاز در دارایی‌ها دقیقاً برابر است با افزایش در سود انباشته و بنابراین، تأمین مالی خارجی موردنیاز صفر است. IG با بازده دارایی‌های شرکت رابطهٔ مستقیم دارد؛ بنابراین، شرکت‌هایی که سودآوری بیشتری دارند می‌توانند نرخ های رشد بالاتری را با بهره‌گیری از منابع داخلی خود تأمین مالی کنند.

در نهایت، میانگین مازاد نرخ رشد ناشی از تأمین مالی داخلی نسبت به نرخ رشد فروش شرکت در طول یک دورهٔ سه‌ساله (t+1 تا t+3) محاسبه و با EFG نشان داده می‌شود.

متغیر مستقل پژوهش

متغیر مستقل این پژوهش محافظه‌کاری شرطی است که برای اندازه‌گیری آن از الگوی گیولی و هاین [۲۴] استفاده شده است. این الگو که مبتنی بر اقلام تعهدی است به شرح رابطهٔ (۳) است:

رابطهٔ (۳) $CON_{i,t} = (-1)*[\sum_{j=0}^{2}((NI_{i,t-j} + DEP_{i,t-j}) \circ CFO_{i,t-j})]/3$

که در این رابطهٔ CON، معیار محافظه‌کاری شرطی، NI سود عملیاتی، DEP هزینهٔ استهلاک دارایی‌های ثابت و هزینهٔ انقضای دارایی‌های نامشهود و CFO، وجه نقد ناشی از فعالیت‌های عملیاتی است. کلیهٔ این متغیرها بر میانگین دارایی‌های دوره تقسیم می شوند. گیولی و هاین [۲۴] بیان می‌کنند حسابداری محافظه‌کارانه منجر به اقلام تعهدی همواره منفی می‌شود. به بیان دیگر، با افزایش سطح اقلام تعهدی، محافظه‌کاری کاهش می‌یابد؛ بنابراین، رابطهٔ (۳)، در عدد (۱-) ضرب می‌شود. هرچقدر میانگین اقلام تعهدی طی دوره‌های مربوطه منفی‌تر باشد، حسابداری محافظه‌کارانه‌تر خواهد بود. با استفاده از میانگین‌گرفتن طی چنددوره اطمینان حاصل می‌شود اثر موقتی اقلام تعهدی بزرگ، کاهش می‌یابد؛ زیرا اقلام تعهدی طی یک یا دو دوره معکوس می‌شود [۳۴]؛ بنابراین، مطابق با پژوهش ریچاردسون و همکاران [۳۴]، لارا و همکاران [۳۰] و احمد و دوئلمن [۱۵] از میانگین سه‌سال قبل این معیار (سال t-2 تا t) در این پژوهش استفاده شده است.

متغیر تعدیلگر

برای آزمون فرضیه‌های سوم تا چهارم، متغیر مجازی سازوکارهای نظام راهبری شرکتی به‌عنوان متغیر تعدیلگر وارد الگوی اول و دوم شده است. به این ترتیب که برای آزمون فرضیهٔ سوم که به بررسی تأثیر سازوکارهای نظام راهبری شرکتی بر میزان شدت اثر محافظه‌کاری بر سررسید بدهی می‌پردازد، عبارت $GOV_{it} + GOV*CON_{it}$ به الگوی اول اضافه شده است. همچنین، برای آزمون فرضیه‌های چهارم که به بررسی تأثیر سازوکارهای نظام راهبری شرکتی بر میزان شدت اثر محافظه‌کاری بر رشد ناشی از تأمین مالی خارجی می‌پردازند، عبارت فوق به الگوی دوم اضافه شده است؛ که در آن GOV عبارت است از متغیر مجازی سازوکارهای نظام راهبری شرکتی که نشان‌دهندهٔ قوت و ضعف نظام راهبری شرکتی است.

برای اندازه‌گیری متغیر مجازی نظام راهبری شرکتی با توجه به ادبیات موجود و پژوهش های

انجام‌شده در خصوص نظام راهبری شرکتی ازجمله پژوهش نیکومرام و سالطه [۱۱]، از شاخص زیر استفاده می‌شود که متغیرهای تشکیل‌دهندهٔ این شاخص عبارت‌اند از:

۱) تفکیک سمت مدیرعامل از رئیس هیئت‌مدیره: اگر سمت مدیرعامل و رئیس هیئت‌مدیره بر عهدهٔ دو نفر باشد ارزش یک و در صورتی که بر عهده یک نفر باشد، ارزش صفر لحاظ می‌شود.

۲) نسبت اعضای غیرموظف هیئت‌مدیره: برای شرکت‌هایی که دارای درصد اعضای غیرموظف بالاتری نسبت به میانگین هستند، ارزش یک و برای بقیه ارزش صفر داده می‌شود.

۳) میزان سهام در تملک سرمایه‌گذاران نهادی: در این پژوهش، به شرکت‌های دارای سه سهامدار نهادی به غیر از دولت، نهادها و شرکت‌های دولتی و شبه‌دولتی که مجموع درصد آنها بالای ۵۰ ٪ باشد، ارزش یک و برای مابقی ارزش صفر تعلق می‌گیرد.

٤) فرعی‌بودن شرکت: این متغیر نشان می‌دهد آیا شرکت موردبررسی در کنترل (تملک بالای ۵۰ درصد سهام) شرکت دیگری است یا خیر. بدین صورت که اگر موردبررسی شرکت فرعی باشد، به آن ارزش یک و در غیر این صورت ارزش صفر داده خواهد شد.

۵) میزان نفوذ و مالکیت دولت: بدین معنا که اگر شرکت موردبررسی در کنترل دولت، نهادها و شرکت‌های دولتی و شبه‌دولتی باشد، به آن ارزش یک و در غیر این صورت به آن ارزش صفر داده خواهد شد.

٦) درصد سهام شناور آزاد: در این پژوهش، برای شرکت‌هایی که میزان سهام شناور آنها کوچک‌تر از میانگین کل نمونه در یک دورهٔ ده‌ساله (از سال ۱۳۸۵ تا ۱۳۹٤) بوده‌اند، ارزش یک و برای بقیه ارزش صفر در نظر گرفته می‌شود.

۷) نوع حسابرس: در صورتی که حسابرس شرکت، سازمان حسابرسی و شرکت‌ها و مؤسسات حسابرسی باشد که جزء مؤسسات بزرگ و باکیفیت محسوب شود به آن ارزش یک و اگر به‌وسیلهٔ سایر مؤسسات حسابرسی رسیدگی شده باشد، ارزش صفر تعلق خواهد گرفت. در این پژوهش بر اساس نظر خبرگان، مؤسسات مفید راهبر، تدوین و همکاران، آگاهان و همکاران، بیات رایان و رهیافت و همکاران، مؤسسات با کیفیت در نظر گرفته شدند.

با توجه به اینکه به هر یک از متغیرهای ارائه‌شده ارزش یک یا صفر تعلق می‌گیرد، شاخص بر اساس رابطهٔ (٤) محاسبه خواهد شد:

رابطهٔ (٤)
$$\text{GINDEX} = \frac{\sum_{j=1}^{m} \text{dj}}{\sum_{j=1}^{n} \text{Hj}}$$

در این رابطه، عبارت $\sum_{j=1}^{m} \text{dj}$ بیانگر اقلامی است که امتیاز یک گرفته‌اند و عبارت $\sum_{j=1}^{n} \text{Hj}$ بیانگر تعداد کلیهٔ اقلامی است که ارزش‌های صفر یا یک در مورد آنها لحاظ شده است؛ بنابراین، مخرج کسر برای کلیهٔ نمونه‌ها برابر عدد ۷ است. به این ترتیب، در مورد هر شرکت شاخص نظام راهبری شرکتی اندازه‌گیری شده، در دامنهٔ صفر تا یک قرار می‌گیرد. در نهایت، متغیر مجازی نظام راهبری شرکتی (GOV) محاسبه و به‌عنوان متغیر تعدیلگر وارد الگو شده است. شرکت‌هایی که شاخص نظام راهبری آنها مساوی یا بیشتر از میانهٔ شاخص‌ها باشد، شرکت‌هایی با نظام راهبری قوی طبقه‌بندی می‌شوند و به آنها ارزش یک داده می‌شود. شرکت‌هایی هم که شاخص نظام راهبری آنها کمتر از میانهٔ شاخص‌ها باشد، شرکت‌های با نظام راهبری ضعیف طبقه‌بندی می‌شوند و به آنها ارزش صفر داده می‌شود.

متغیرهای کنترلی پژوهش

نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام (MTB_{it}): نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام به‌عنوان سنجهٔ فرصت‌های سرمایه‌گذاری است. انتظار می‌رود ضریب این متغیر در الگوی (۱) منفی باشد؛ زیرا شرکت‌های با فرصت‌های رشد بیشتر، احتمالا از بدهی کوتاه‌مدت بیشتری استفاده می‌کنند [۲۸]. برای محاسبهٔ این متغیر، ابتدا ارزش بازار هر سهم شرکت i در پایان سال t در تعداد سهام شرکت ضرب شده و سپس حاصل بر ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام شرکت i در پایان سال t تقسیم می‌شود.

اندازهٔ شرکت ($SIZE_{it}$): شرکت‌های کوچک‌تر به احتمال بیشتری از بدهی‌های کوتاه‌مدت استفاده می‌کنند؛ زیرا نمی‌توانند از مزایای اقتصادی بدهی‌های بلندمدت بهره ببرند؛ بنابراین، انتظار می‌رود ضریب اندازهٔ شرکت در الگوی (۱)، مثبت باشد [۲۸]. این متغیر از طریق لگاریتم طبیعی ارزش بازار حقوق صاحبان سهام شرکت i در پایان سال t محاسبه می‌شود.

سود غیرعادی (AE_{it}): سود غیرعادی، نمایندهٔ کیفیت شرکت است. اگر شرکت‌های با کیفیت بالا کیفیت خود را از طریق انتشار بدهی کوتاه‌مدت نشان دهند، ضریب متغیر سود غیرعادی در الگوی (۱) مثبت خواهد بود [۲۸]. براساس پژوهش هاشمی و همکاران [۱۲]، نحوهٔ محاسبه این متغیر عبارت است از سود خالص شرکت i در سال t منهای حاصل ضرب نرخ بازده مورد انتظار در ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام شرکت i در پایان سال t-1. براساس پژوهش مذکور برای محاسبهٔ نرخ بازده مورد انتظار از الگوی CAPM استفاده شده است. در این پژوهش برای همگن‌سازی داده‌ها، حاصل، بر حقوق صاحبان سهام شرکت i در پایان سال t تقسیم شده است.

لگاریتم طبیعی جمع دارایی‌ها (LOG_TA_{it}): شرکت‌های بزرگ‌تر احتمالاً به تأمین مالی خارجی کمتری برای رشد شرکت نیازمندند؛ زیرا محدودیت کمتری برای تأمین مالی دارند؛ بنابراین، انتظار می‌رود شرکت‌های بزرگ‌تر رشد ناشی از تأمین مالی خارجی کمتری داشته باشند و بنابراین، انتظار می‌رود ضریب متغیر لگاریتم طبیعی جمع دارایی‌ها در الگوی (۲) منفی باشد [۲۸].

نسبت کیوتوبین ($Tobin\ s\ \ Q_{it}$): از نسبت کیوتوبین به‌عنوان نمایندهٔ فرصت‌های رشد استفاده می‌شود. به‌طور میانگین انتظار می‌رود شرکت‌های با فرصت‌های رشد بیشتر از تأمین مالی خارجی بیشتری برای تأمین مالی فرصت‌های رشدشان استفاده کنند؛ بنابراین، انتظار می‌رود رابطهٔ مثبت بین نسبت کیوتوبین و رشد ناشی از تأمین مالی خارجی وجود داشته باشد [۲۸]. این نسبت از تقسیم حاصل جمع ارزش بازار حقوق صاحبان سهام با ارزش دفتری بدهی‌ها، بر ارزش دفتری دارایی‌های شرکت به دست می‌آید.

نسبت سود تقسیمی به جمع دارایی‌ها (DIV/TA_{it}): شرکت‌هایی که سود تقسیمی پرداخت می‌کنند، احتمالاً وجه نقد موجود بیشتری برای سرمایه‌گذاری دارند؛ بنابراین، به تأمین مالی خارجی کمتری برای رشد شرکت نیازمندند. انتظار می‌رود رابطهٔ منفی بین پرداخت سود تقسیمی و رشد ناشی از تأمین مالی خارجی وجود داشته باشد [۲۸]. این نسبت از تقسیم سود تقسیمی بر جمع دارایی‌های شرکت i در سال t به‌دست می‌آید.

تغییرات سود خالص به فروش خالص ($\Delta NI/NS_{it}$): این متغیر از تقسیم تغییرات سود خالص پس از کسر مالیات دورهٔ t نسبت به دورهٔ t-1، بر فروش خالص شرکت i در سال t به‌دست می‌آید و باتوجه به اینکه یکی از معیارهای تغییرات سودآوری شرکت است، به‌صورت کنترلی وارد شده است [۲۸].

تغییرات فروش خالص به جمع دارایی‌ها ($\Delta NS/TA_{it}$): این متغیر از تقسیم تغییرات فروش خالص دورهٔ t نسبت به دورهٔ t-1، بر جمع دارایی‌های شرکت i در سال t به‌دست می‌آید و باتوجه به اینکه یکی از معیارهای تغییرات سودآوری شرکت است، به‌صورت کنترلی وارد شده است [۲۸].

الگوهای استفاده‌شده برای آزمون فرضیه‌ها

در این پژوهش، بر اساس پژوهش کانگ و همکاران [۲۸] از الگوهای رگرسیون چندمتغیره و داده‌های ترکیبی استفاده شده است. به‌منظور آزمون فرضیهٔ اول پژوهش از الگوی رگرسیون به شرح رابطهٔ (۵) استفاده شده است:

رابطهٔ (۵) $$LTD'_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 CON_{it} + \alpha_2 MTB_{it} + \alpha_3 SIZE_{it} + \alpha_4 AE_{it} + \varepsilon_{it}$$

برای بررسی تأثیر محافظه کاری شرطی بر سررسید بدهی، ضریب α_1 بررسی خواهد شد. چنانچه α_1 در سطح اطمینان ۹۵ درصد مثبت و معنادار باشد، فرضیهٔ اول رد نمی‌شود.

برای آزمون فرضیهٔ دوم پژوهش از الگوی رگرسیون به شرح رابطهٔ (٦) استفاده شده است:

رابطهٔ (٦) $$EFG_i = \beta_0 + \beta_1 CON_{it} + \beta_2 LOG_TA_{it} + \beta_4 Tobin\ s\quad Q_{it} + \beta_5 DIV/TA_{it} + \beta_6 \Delta NI/NS_{it} + \beta_7 \Delta NS/TA_{it} + \varepsilon_{it}$$

برای بررسی تأثیر محافظه کاری شرطی بر رشد ناشی از تأمین مالی خارجی، ضریب β_1 بررسی خواهد شد. چنانچه β_1 در سطح اطمینان ۹۵ درصد مثبت و معنادار باشد، فرضیهٔ اول رد نمی‌شود.

به‌منظور آزمون فرضیهٔ سوم پژوهش از الگوی رگرسیون به شرح رابطهٔ (۷) استفاده شده است. در این رابطه علاوه بر متغیرهای رابطهٔ (۷) از متغیر مجازی نظام راهبری شرکتی به‌عنوان متغیر تعدیلگر استفاده شده است:

رابطهٔ (۷) $$LTD_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 CON_{it} + \alpha_2 MTB_{it} + \alpha_3 SIZE_{it} + \alpha_4 AE_{it} + \alpha_5 GOV_{it} + \alpha_6 GOV*CON_{it} + \varepsilon_{it}$$

برای بررسی تأثیر محافظه کاری شرطی بر سررسید بدهی با درنظر گرفتن اثر تعاملی سازوکارهای نظام راهبری شرکتی، ضریب α_6 بررسی خواهد شد. چنانچه α_6 در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار باشد، فرضیهٔ سوم رد نمی‌شود. همچنین، برای تفسیر اثر تعاملی متغیرهای محافظه‌کاری (CON) و نظام راهبری شرکتی (GOV) بر سررسید بدهی، از رابطهٔ (۸) به شرح زیر استفاده می‌شود:

رابطهٔ (۸) $$\frac{\Delta LTD}{\Delta CON} = \alpha_1 + \alpha_6 GOV$$

باتوجه به اینکه متغیر GOV یک متغیر مجازی است و به آن فقط ارزش صفر و یک تعلق می‌گیرد؛ بنابراین، اثر تعاملی متغیرهای محافظه‌کاری (CON) و نظام راهبری شرکتی (GOV) بر سررسید بدهی، برای شرکت‌های با نظام راهبری قوی برابر با حاصل جمع ضرایب محافظه‌کاری و نظام راهبری ($\alpha_1 + \alpha_6$) و برای شرکت‌های با نظام راهبری ضعیف برابر با ضریب محافظه‌کاری شرطی (α_1) است.

به‌منظور آزمون فرضیهٔ چهارم پژوهش از الگوی رگرسیون به شرح رابطهٔ (۹) استفاده شده است. در این رابطه علاوه بر متغیرهای رابطهٔ (٦) از متغیر مجازی نظام راهبری شرکتی به‌عنوان متغیر تعدیلگر استفاده شده است:

1 - Long-Term Debt

رابطهٔ(۹)
$$EFG_i = \beta_0 + \beta_1 CON_{it} + \beta_2 LOG_TA_{it} + \beta_4 Tobin\ s\quad Q_{it} + \beta_5 DIV/TA_{it} + \beta_6 \Delta NI/NS_{it} + \beta_7 \Delta NS/TA_{it} + \beta_8 GOV_{it} + \beta_9 GOV*CON_{it} + \varepsilon_{it}$$

برای بررسی تأثیر محافظه‌کاری شرطی بر رشد ناشی از تأمین مالی خارجی با درنظرگرفتن اثر تعاملی سازوکارهای نظام راهبری شرکتی، ضریب β_9 بررسی خواهد شد. چنانچه β_9 در سطح اطمینان ۹۵ درصد معنادار باشد، فرضیهٔ مربوطه رد نمی‌شود.

یافته‌های پژوهش

آمار توصیفی

پس از جمع‌آوری داده‌ها و محاسبهٔ متغیرهای پژوهش شاخص‌های توصیفی هر متغیر به‌صورت مجزا محاسبه شد. این شاخص‌ها شامل اطلاعات مربوط به شاخص‌های مرکزی و پراکندگی است که در نگارهٔ (۱) نشان داده می‌شود.

نگارهٔ ۱- آمار توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیر	نماد	میانگین	میانه	بیشینه	کمینه	انحراف‌معیار
سررسید بدهی	LTD	۰/۱۳	۰/۰۸	۰/۷۳	۰/۰۰	۰/۱۲
محافظه‌کاری شرطی	CON	-۰/۰۵	-۰/۰٤	۰/٤۹	-۰/۳۳	۰/۰۹
نسبت ارزش بازار به ارزش دفتری حقوق صاحبان سهام	MTB	۱/۵۵	۱/٤۹	۸۷/۰۷	-۱٤۵/۵۹	٦/۹۱
اندازهٔ شرکت	SIZE	۱۲/۷٤	۱۲/۵٦	۱۸/۰۷	۹/۲۵	۱/٤۵
سود غیر عادی	AE	-۰/۰۹	۰/۰۵	۱۸/۳۸	-۱۸/۸۳	۱/۵۲
رشد ناشی از تأمین مالی خارجی	EFG	-۰/۰۹	-۰/۰۸	۰/۹۷	-۱/٤٦	۰/۲۵
لگاریتم طبیعی جمع دارایی‌ها	LOG_TA	۱۳/٤٤	۱۳/۳۰	۱۸/٤۵	۱۰/۰۳	۱/۳٤
نسبت کیو توبین	Tobin's Q	۱/۳۳	۱/۱۸	٦/۱۲	۰/٤۹	۰/۵٦
سود تقسیمی به جمع دارایی‌ها	DIV/TA	۰/۰۸	۰/۰۵	۰/۵۹	۰/۰۰	۰/۱۰
تغییرات سود خالص به فروش خالص	ΔNI/NS	۰/۰۰	۰/۰۱	٤/۳۹	-٦/٤٦	۰/۳٦
تغییرات فروش خالص به جمع دارایی‌ها	ΔNS/TA	۰/۱۰	۰/۰۹	۱/۸٤	-۲/۷۲	۰/۲۷

متغیر مجازی نظام راهبری شرکتی از بین ۷۹۵ مشاهده (۱۵۹ شرکت طی ۵ سال) شامل ۵٤۰ مورد عدد یک (نظام راهبری قوی) و ۲۵۵ مورد عدد صفر (نظام راهبری ضعیف) است. همچنین، با توجه به اینکه میانگین و میانهٔ اکثر متغیرها نزدیک به هم هستند، تعداد داده‌های پرت در بیشتر متغیرها کم است. همان‌طور که در نگارهٔ (۱) ملاحظه می‌شود میانگین و میانهٔ متغیر مستقل پژوهش (محافظه‌کاری شرطی) به‌ترتیب برابر ۰/۰۵- و ۰/۰٤- است. همچنین، میانگین و میانهٔ متغیر وابستهٔ الگوی اول (سررسید بدهی) به‌ترتیب مساوی با ۰/۱۳ و ۰/۰۸ و میانگین و میانهٔ متغیر وابستهٔ الگوی دوم (رشد ناشی از تأمین مالی خارجی) به‌ترتیب ۰/۰۹- و ۰/۰۸- است.

نتایج آزمون فرضیه‌های پژوهش

به‌منظور کارایی بیشتر و انسجام نتایج در برآورد شاخص‌های الگوی رگرسیون مواردی چون همسانی واریانس و عدم‌خودهمبستگی بررسی شده است. برای بررسی ناهمسانی واریانس از آزمون والد تعدیل‌شده و به‌منظور تشخیص وجود خودهمبستگی از آزمون خودهمبستگی سریالی ولدریج استفاده شده

است؛ سپس با توجه به اینکه کلیهٔ الگوهای پژوهش دارای ناهمسانی واریانس و خودهمبستگی هستند، برای رفع این دو مشکل، الگوهای مربوطه با استفاده از روش حداقل مربعات تعمیم‌یافته (GLS) برآورد شده است. با توجه به استفاده از داده‌های ترکیبی، به‌منظور انتخاب بین روش داده‌های تابلویی و تلفیقی در برآورد الگو، از آزمون F لیمر استفاده شده است. نتایج آزمون مذکور برای کلیهٔ الگوها نشان‌دهندهٔ تابلویی بودن الگوهاست. اگر بر این باور باشیم که گروهها از یک جامعهٔ بزرگ نمونه‌گیری شده‌اند، الگوی اثرات ثابت مناسب است. یکی از نتایج مهم این روش آن است که تعداد ضرایب را تقلیل می‌دهد [۷]. هنگامی‌که از جامعه‌ای بزرگ، تعدادی افراد به‌طور تصادفی انتخاب می‌شوند، باید اطمینان حاصل شود الگوی اثر تصادفی خواهد بود؛ اما وقتی تمام افراد جامعه انتخاب می‌شوند، مثلاً کل صنایع یا کل کشورها در یک منطقه، در این‌صورت باید الگوی اثر ثابت انتخاب شود [۱]؛ بنابراین، با توجه به این مطالب و با توجه به روش نمونه‌گیری (حذف نظام‌مند) که تصادفی نیست و کلیهٔ اعضای واجد شرایط جامعهٔ آماری به‌عنوان نمونه انخاب می‌شوند، نیازی به انجام آزمون هاسمن وجود ندارد، برای تعیین اینکه از روش اثرات ثابت یا تصادفی استفاده شود و برای تمامی الگوها از روش داده‌های تابلویی با اثرات ثابت استفاده شده است.

نتایج آزمون فرضیهٔ اول

فرضیهٔ اول به این صورت تدوین شده است که محافظه‌کاری شرطی بر سررسید بدهی تأثیر مثبت دارد. نگارهٔ (۲) نتایج حاصل از آزمون فرضیهٔ اول را نشان می‌دهد.

نگارهٔ ۲- نتایج آزمون فرضیهٔ اول

متغیر وابسته الگو: سررسید بدهی (LTD_{it})

متغیرهای توضیحی	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	ارزش احتمال
عرض از مبدأ	۰/۱۵۷۱	۰/۰۱۱۸	۱۳/۳۰۲۹	۰/۰۰۰۰
CON	۰/۰۸٤۸	۰/۰۰۹۹	۸/۵۳٦۲	۰/۰۰۰۰
SIZE	-۰/۰۰۰۲	۰/۰۰۰٤	-۰/٤۵۷۷	۰/٦٤۷۳
MTB	-۰/۰۰۱۸	۰/۰۰۰۹	-۲/۰۳۲۳	۰/۰٤۲۵
AE	-۰/۰۰۱۹	۰/۰۰۱۰	-۱/۹۳٦۵	۰/۰۵۳۳
آماره F (احتمال)	۳۹/۷٦۵۷ (۰/۰۰۰۰)		ضریب تعیین	۰/۹۱۰۷
آماره دوربین واتسون	۲/۰٦۱٤		ضریب تعیین تعدیل‌شده	۰/۸۸۷۸

منبع: یافته‌های پژوهش

برای بررسی معناداری کل الگو از آزمون F استفاده شد. با توجه به احتمال آماره F محاسبه‌شده که کمتر از ۵ درصد است، می‌توان ادعا کرد الگوی رگرسیونی برازش‌شده معنادار است. باتوجه به اینکه فرضیهٔ آزمون یکطرفه است؛ اما ارزش احتمال (P-Value) آماره t محاسبه‌شده به‌وسیلهٔ نرم‌افزار Eviews برای آزمون دوطرفه است، درصورتی‌که ضریب α_1 هم‌جهت با فرضیهٔ پژوهش

(مثبت) باشد، ارزش احتمال محاسبه‌شده تقسیم بر دو می‌شود و درصورتی‌که مخالف جهت فرضیهٔ پژوهش (منفی) باشد، از عدد یک کسر می‌شود. سپس معناداری آن در سطح خطای ۵ درصد بررسی می‌شود. بررسی احتمال آماره **t** و ضریب متغیر محافظه‌کاری شرطی نشان می‌دهد در سطح خطای ۵ درصد، تأثیر مثبت و معناداری بر سررسید بدهی دارد؛ بنابراین، فرضیهٔ اول در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد نمی‌شود؛ از این‌رو با توجه به نتایج به‌دست آمده هرچه مقدار محافظه‌کاری افزایش یابد، میزان سررسید بدهی نیز افزایش پیدا می‌کند.

نتایج آزمون فرضیهٔ دوم

فرضیهٔ دوم این پژوهش بدین‌صورت بیان شد که محافظه‌کاری شرطی بر رشد فروش ناشی از تأمین مالی خارجی تأثیر مثبت دارد. نگارهٔ (۳) نتایج حاصل از آزمون فرضیهٔ دوم را نشان می‌دهد.

نگارهٔ ۳- نتایج آزمون فرضیهٔ دوم

متغیر وابسته الگو: رشد ناشی از تأمین مالی خارجی

متغیرهای توضیحی	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	ارزش احتمال
عرض از مبدأ	-۰/۴۲۰۷	۰/۵۳۵۱	-۰/۷۸۶۱	۰/۴۳۲۱
CON	-۰/۴۳۶۱	۰/۰۳۴۱	-۱۲/۷۷۸۶	۰/۰۰۰۰
LOG_TA	۰/۰۱۸۵	۰/۰۳۹۸	۰/۴۶۵۶	۰/۶۴۱۶
Tobin s Q	-۰/۰۱۸۱	۰/۰۱۰۱	-۱/۷۸۶۴	۰/۷۴۵
DIV/TA	۰/۷۷۳۳	۰/۱۱۶۱	۶/۶۶۰۸	۰/۰۰۰۰
ΔNI/NS	-۰/۰۱۶۷	۰/۰۰۹۰	-۱/۸۵۸۱	۰/۰۶۳۶
ΔNS/TA	۰/۱۹۶۰	۰/۰۲۲۰	۸/۹۲۲۶	۰/۰۰۰۰
آماره F (احتمال)	۱۷/۱۰۳۹ (۰/۰۰۰۰)		ضریب تعیین	۰/۸۱۶۶
آماره دوربین واتسون	۱/۸۴۵۸		ضریب تعیین تعدیل‌شده	۰/۷۶۸۹

منبع: یافته‌های پژوهش

برای بررسی معناداری کل الگو از آزمون F استفاده شد. با توجه به‌احتمال آماره F محاسبه‌شده که کمتر از ۵ درصد است، الگوی رگرسیونی برازش‌شده معنادار است. باتوجه به اینکه فرضیهٔ آزمون یکطرفه است؛ اما ارزش احتمال (P-Value) آماره t محاسبه‌شده به‌وسیلهٔ نرم‌افزار Eviews برای آزمون دوطرفه است، درصورتی‌که ضریب β_1 هم‌جهت با فرضیهٔ پژوهش(مثبت) باشد، ارزش احتمال محاسبه‌شده تقسیم بر دو می‌شود و درصورتی‌که مخالف جهت فرضیهٔ پژوهش(منفی) باشد، از عدد یک کسر می‌شود. سپس معناداری آن در سطح خطای ۵ درصد بررسی می‌شود. بررسی احتمال آماره t و ضریب متغیر محافظه‌کاری شرطی نشان می‌دهد در سطح خطای ۵ درصد دارای تأثیر مثبت و معناداری بر رشد ناشی از تأمین مالی خارجی نیست؛ بنابراین، فرضیهٔ پژوهش در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد می‌شود و نمی‌توان نتیجه گرفت که محافظه‌کاری شرطی بر رشد ناشی از تأمین مالی خارجی تأثیر مثبت دارد.

نتایج آزمون فرضیهٔ سوم

فرضیهٔ سوم این پژوهش بدین‌صورت تدوین شد که بین تأثیر محافظه‌کاری شرطی بر سررسید بدهی در شرکت‌های با نظام راهبری شرکتی قوی و ضعیف

تفاوت معنادار وجود دارد. نگارهٔ (٤) نتایج حاصل از آزمون فرضیهٔ دوم را نشان می‌دهد.

نگارهٔ ٤. نتایج آزمون فرضیهٔ سوم

متغیر وابسته الگو: سررسید بدهی (LTD_{it})

متغیرهای توضیحی	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	ارزش احتمال
عرض از مبدأ	۰/۱۵۲۲	۰/۰۰۸۵	۱۷/۹۵۱۱	۰/۰۰۰۰
CON	−۰/۰۳۳۲	۰/۰۱۳٤	−۲/٤۷۲۹	۰/۰۱۳۷
SIZE	−۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۳	−۰/۳۸۱۹	۰/۷۲۰۷
MTB	−۰/۰۰۲۰	۰/۰۰۰۷	−۲/۷٦٦۷	۰/۰۰۵۸
AE	−۰/۰۰۲۳	۰/۰۰۱۰	−۲/۱٦۵۸	۰/۰۳۰۷
GOV	۰/۰۰۹٤	۰/۰۰۲۹	۳/۲۷۹۵	۰/۰۰۱۱
GOV*CON	۰/۱۵۹۳	۰/۰۲۳۷	٦/۷۱۷٦	۰/۰۰۰۰
آماره F (احتمال)	٦۷/۱۲۷۲ (۰/۰۰۰۰)		ضریب تعیین	۰/۹٤۵۹
آماره دوربین واتسون	۲/۰٦۵۷		ضریب تعیین تعدیل‌شده	۰/۹۳۱۸

منبع: یافته‌های پژوهش

برای بررسی معناداری کل الگو از آزمون F استفاده گردید. با توجه به‌احتمال آماره F محاسبه‌شده که کمتر از ۵ درصد می‌باشد ، می‌توان ادعا نمود که الگوی رگرسیونی برازش شده معنادار است. بررسی احتمال آماره t حاصل‌ضرب متغیرهای محافظه‌کاری شرطی و نظام راهبری شرکتی (CON*GOV) نشان می‌دهد در سطح خطای ۵ درصد دارای تأثیر معنی‌داری بر سررسید بدهی می‌باشد. بنابراین می‌توان بیان کرد فرضیهٔ سوم در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد نمی‌گردد. از این‌رو با توجه به نتایج بدست آمده می‌توان بیان کرد بین تأثیر محافظه‌کاری حسابداری بر سررسید بدهی در شرکت‌های با نظام راهبری شرکتی قوی و ضعیف تفاوت معنادار وجود دارد.

ضریب محافظه‌کاری (CON) در نگارهٔ (٤) منفی و در نگارهٔ (۲) مثبت است. علت این موضوع وارد شدن اثر تعاملی نظام راهبری شرکتی (GOV) در الگوست؛ بنابراین، در الگوی مربوط به فرضیهٔ سوم برای به‌دست آوردن اثر محافظه‌کاری بر سررسید بدهی باید از رابطهٔ (۱۰) استفاده کرد.

$$\frac{\Delta LTD}{\Delta CON} = \alpha_1 + \alpha_6 GOV = -۰/۰۳۳۲ + ۰/۱۵۹۳ GOV$$

رابطهٔ (۱۰)

همان‌طور که مشاهده می‌شود، رابطهٔ بین محافظه‌کاری و سررسید بدهی به میزان نظام راهبری شرکتی بستگی دارد. باتوجه به اینکه متغیر GOV یک متغیر مجازی است و به آن فقط ارزش صفر و یک تعلق می‌گیرد؛ بنابراین، اثر تعاملی متغیرهای محافظه‌کاری (CON) و نظام راهبری شرکتی (GOV) بر سررسید بدهی، برای شرکت‌های با نظام راهبری قوی برابر با حاصل جمع ضرایب محافظه کاری و نظام راهبری (۰/۱۲٦۱) و برای شرکت‌های با نظام راهبری ضعیف برابر با ضریب محافظه کاری شرطی (−۰/۰۳۳۲) است.

نتایج آزمون فرضیهٔ چهارم

فرضیهٔ چهارم این پژوهش بدین‌صورت بیان شد که بین تأثیر محافظه‌کاری شرطی بر رشد فروش ناشی از تأمین مالی خارجی در شرکت‌های با نظام راهبری شرکتی قوی و ضعیف تفاوت معنادار وجود دارد. نگارهٔ (۵) نتایج حاصل از آزمون فرضیهٔ دوم را نشان می‌دهد.

نگارهٔ ۵- نتایج آزمون فرضیهٔ چهارم

متغیر وابسته الگو: رشد ناشی از تأمین مالی خارجی

متغیرهای توضیحی	ضرایب	خطای استاندارد	آماره t	ارزش احتمال
عرض از مبدأ	-۰/۵۳۱۸	۰/٤٤٤۰	-۱/۱۹۷۸	۰/۲۳۱٤
CON	-۰/۱۹٤۲	۰/۰۹۲۸	-۲/۰۹۲۳	۰/۰۳٦۸
LOG_TA	۰/۰۲۵۱	۰/۰۳۲۷	۰/۷٦۷۲	۰/٤٤۳۲
Tobin s Q	-۰/۰۱۲٤	۰/۰۰۷٦	-۱/٦۲۰۲	۰/۱۰۵۷
DIV/TA	۰/۷٤۱۸	۰/۰۸٦٦	۸/۵٦٤۹	۰/۰۰۰۰
ΔNI/NS	-۰/۰۱۷۵	۰/۰۰۸٦	-۲/۰۳۷۱	۰/۰٤۲۱
ΔNS/TA	۰/۲۰۰۰	۰/۰۱۸۳	۱۰/۹٤۷٦	۰/۰۰۰۰
GOV	۰/۰۲۷۷	۰/۰۰۷۱	۳/۹۲۰۱	۰/۰۰۰۱
GOV*CON	-۰/۳۱۳۷	۰/۰۹٦۸	-۳/۲٤۰٤	۰/۰۰۱۳
آماره F (احتمال)	۱۸/٤۸٦۰ (۰/۰۰۰۰)		ضریب تعیین	۰/۸۳۰۱
آماره دوربین واتسون	۱/۸۳۰٤		ضریب تعیین تعدیل‌شده	۰/۷۸۵۲

منبع: یافته‌های پژوهش

برای بررسی معناداری کل الگو از آزمون F استفاده شد. با توجه به احتمال آماره F محاسبه‌شده که کمتر از ۵ درصد است، می‌توان ادعا کرد الگوی رگرسیونی برازش شده معنادار است. بررسی احتمال آماره **t** حاصل‌ضرب متغیرهای محافظه‌کاری شرطی و نظام راهبری شرکتی (CON*GOV) نشان می‌دهد در سطح خطای ۵ درصد تأثیر معناداری بر رشد ناشی از تأمین مالی خارجی دارد؛ بنابراین، می‌توان بیان کرد فرضیهٔ سوم در سطح اطمینان ۹۵ درصد رد نمی‌شود؛ از این‌رو با توجه به نتایج به‌دست آمده بین تأثیر محافظه‌کاری حسابداری بر رشد ناشی از تأمین مالی خارجی در شرکت‌های با نظام راهبری شرکتی قوی و ضعیف تفاوت معنادار وجود دارد.

نتیجه‌گیری

در این پژوهش تأثیر محافظه کاری شرطی بر سررسید بدهی و رشد ناشی از تأمین مالی خارجی و همچنین، تأثیر قوت و ضعف نظام راهبری شرکتی بر این تأثیرگذاری‌ها بررسی شد. نتایج حاصل از آزمون فرضیهٔ اول نشان داد محافظه‌کاری شرطی بر سررسید بدهی تأثیر مثبت دارد. با توجه به مطالب گفته‌شده در سطح اطمینان ۹۵٪، فرضیهٔ نخست این پژوهش رد نخواهد شد. بر اساس مبانی نظری، محافظه‌کاری حسابداری و کوتاه‌ترشدن سررسید بدهی هردو از راهکارهای کاهش عدم‌تقارن اطلاعاتی هستند و بنابراین، بر یکدیگر تأثیر معکوس

دارند و محافظه‌کاری با مدت سررسید بدهی رابطهٔ مثبت دارد. نتایج آزمون این فرضیه، مشابه نتایج پژوهش کانگ و همکاران [۲۸]، خورانا و وانگ [۲۹]، حاجی‌پور [٤]، شهبازی و مشایخی [۸] و بال و همکاران [۱٦] و مخالف نتایج پژوهش عموآقایی [۹] است. همچنین، نتایج آزمون فرضیهٔ سوم نشان داد بین تأثیر محافظه‌کاری شرطی بر سررسید بدهی در شرکت‌های با نظام راهبری قوی و ضعیف تفاوت معنادار وجود دارد که مشابه نتایجی است که در پژوهش کانگ و همکاران [۲۸] و حاجی‌پور [٤] به‌دست آمده است؛ بنابراین، همانند پژوهش‌های پیشین می‌توان ادعا کرد قوت و ضعف نظام راهبری شرکتی بر تأثیر مثبت محافظه‌کاری شرطی برسررسید بدهی مؤثر است. نتایج آزمون فرضیهٔ دوم، برخلاف انتظار و مخالف با مبانی نظری بیانگر این است که محافظه‌کاری شرطی بر رشد ناشی از تأمین مالی خارجی تأثیر منفی دارد؛ یعنی با افزایش سطح محافظه‌کاری شرطی، رشد فروش شرکت کاهش می‌یابد که از تأمین مالی خارجی ناشی شده است. نتایج آزمون این فرضیه، مخالف نتایجی است که در پژوهش کانگ و همکاران [۲۸] و حاجی‌پور [٤] به‌دست آمده است. به نظر می‌رسد بالاتربودن نرخ تورم نسبت به نرخ هزینهٔ تأمین مالی برون‌سازمانی در سال‌های بررسی‌شده، منجر به این نتیجه شده است. نتایج آزمون فرضیهٔ چهارم نشان می‌دهد بین تأثیر محافظه‌کاری شرطی بر رشد ناشی از تأمین مالی خارجی، در شرکت‌های با نظام راهبری قوی و ضعیف تفاوت معنادار وجود دارد. این نتایج نیز مشابه نتایج پژوهش کانگ و همکاران [۲۸] حاجی‌پور [٤] است؛ بنابراین، همانند پژوهش‌های گفته‌شده می‌توان ادعا کرد قوت و ضعف نظام راهبری شرکتی بر تأثیرگذاری محافظه‌کاری شرطی بر رشد ناشی از تأمین مالی خارجی، مؤثر است.

پیشنهادهای پژوهش

بر اساس یافته‌های پژوهش، پیشنهادهای زیر ارائه می‌شود:

الف) بر مبنای یافته‌های حاصل از این پژوهش محافظه‌کاری حسابداری بر بلندمدت‌ترشدن سررسید بدهی اثر مثبت دارد. ازآنجاکه محافظه‌کاری حسابداری و کوتاه‌ترشدن سررسید بدهی هردو از راهکارهای کاهش عدم‌تقارن اطلاعاتی هستند؛ بنابراین، شرکت‌ها می‌توانند برای کاهش عدم‌تقارن اطلاعاتی بین مدیران و مالکان، با کوتاه‌ترشدن سررسید بدهی‌ها، محافظه‌کاری در حسابداری را کاهش دهند. همچنین، درصورت افزایش سطح محافظه‌کاری حسابداری، می‌توانند از بدهی‌های بلندمدت بیشتری بهره ببرند.

ب) بر اساس نتایج آزمون فرضیه‌های این پژوهش قوت و ضعف نظام راهبری شرکتی بر تأثیرگذاری محافظه‌کاری حسابداری بر سررسید بدهی و رشد ناشی از تأمین مالی خارجی مؤثر است؛ بنابراین، بهتر است شرکت‌ها، با توجه به آیین‌نامهٔ نظام راهبری شرکتی و رهنمودهای سازمان بورس و اوراق تهران، نظام راهبری شرکتی خود را هرچه قوی‌تر و کارآمدتر کنند. به این‌صورت می‌توان عدم‌تقارن اطلاعاتی را کاهش و کارایی بازار سرمایه را افزایش داد.

همچنین، برای پژوهش‌های آتی، پیشنهادهایی به شرح زیر ارائه می‌شود:

الف) در این پژوهش برای سنجش محافظه‌کاری شرطی از الگوی محافظه‌کاری گیولی و هاین [۲٤] استفاده شده است. ازآنجاکه معیارهای گوناگونی

برای اندازه‌گیری محافظه‌کاری شرطی وجود دارد، پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی، محافظه‌کاری شرطی با استفاده از سایر معیارهای موجود اندازه‌گیری شود.

ب) در این پژوهش برای طبقه‌بندی شرکت‌ها به دو دستهٔ دارای نظام راهبری شرکتی قوی و ضعیف از شاخص استفاده‌شده در پژوهش نیکومرام و سالطه [۱۱] استفاده شده است. ازآنجاکه پژوهشگران مختلف، الگوهای گوناگونی برای اندازه‌گیری سازوکارهای نظام راهبری شرکتی ارائه کرده‌اند، پیشنهاد می‌شود پژوهشگران در مطالعات آتی از این الگوها استفاده و یا تأثیر هریک از سازوکارهای نظام راهبری را به‌طور جداگانه آزمون کنند.

پ) الگوهای این پژوهش برای تمام صنایع عضو نمونهٔ آماری به‌صورت یکجا برآورد شده‌اند. از این رو پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی هر یک از الگوهای این پژوهش برای صنایع مختلف به تفکیک برآورد شود.

منابع:

۱- اشراف‌زاده، سید حمیدرضا و نادر مهرگان. (۱۳۸۹). *اقتصادسنجی پانل دیتا*. چاپ دوم. دانشگاه تهران، دانشکده علوم اجتماعی، مؤسسهٔ تحقیقات تعاون.

۲- پورحیدری، امید و عباس غفارلو. (۱۳۹۰). تأمین مالی و تغییرات سطح محافظه‌کاری مشروط حسابداری. *بررسی های حسابداری و حسابرسی*، شمارهٔ ٦٦، صص ۱۵-۲۸.

۳- جعفری صمیمی، احمد؛ خزائی، ایوب و جلال منتظری شورکچالی. (۱۳۹۲). بررسی اثر روش تأمین مالی بر رشد سودآوری بنگاهها در ایران. *فصلنامهٔ راهبرد اقتصادی*، شمارهٔ ۷، صص ۸۱-۱۰٦.

۴- حاجی‌پور، مرتضی. (۱۳۹۵). *تأثیر محافظه‌کاری شرطی و رشد شرکت‌های دارای بدهی با درنظر گرفتن زمان سررسید بدهی‌ها*. پایان‌نامهٔ کارشناسی ارشد، دانشکده علوم اداری و اقتصادی، دانشگاه فردوسی مشهد.

۵- حساس‌یگانه، یحیی و مرتضی احمدی. (۱۳۹۲). رابطهٔ سازوکارهای حاکمیت شرکتی و محافظه‌کاری. *مطالعات تجربی حسابداری مالی*، شمارهٔ ۳۸، صص ۲۹-۵۲.

۶- زلقی، حسن؛ مهربانی، مهدی و سید علی ملیحی. (۱۳۹٤). بررسی تأثیر ویژگی‌های هیئت‌مدیره بر محافظه‌کاری حسابداری در شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *دانش حسابرسی*، شمارهٔ ۵۸، صص ۱۷۱- ۱۸۸.

۷- سوری، علی. (۱۳۹۵). *اقتصادسنجی همراه با کاربرد Stata & Eviews*. جلد دوم. فرهنگ‌شناسی.

۸- شهبازی، مجید و بیتا مشایخی. (۱۳۹۳). بررسی رابطهٔ نسبت بدهی، اندازه و هزینهٔ سرمایه شرکت با محافظه‌کاری مشروط و غیرمشروط. *مجلهٔ دانش حسابداری*، شمارهٔ ۱٦، صص ۳۳-۵٤.

۹- عموآقایی، مرضیه. (۱۳۹۵). *تأثیر روش‌های تأمین مالی بر روی محافظه‌کاری شرطی در شرکت‌های بورس اوراق بهادار تهران*. پایان‌نامهٔ کارشناسی ارشد، دانشکده علوم اجتماعی، دانشگاه بین‌المللی امام خمینی.

۱۰- نخبه فلاح، زهرا. (۱۳۹۲). *تأثیر اطمینان بیش از حد مدیریتی بر محافظه‌کاری شرطی و غیرشرطی و اثر سازوکارهای حاکمیت شرکتی بر میزان این*

تأثیرگذاری. پایان‌نامهٔ کارشناسی ارشد، دانشکدهٔ علوم اداری و اقتصاد، دانشگاه اصفهان.

۱۱- نیکومرام، هاشم و حیدر محمدزاده سالطه. (۱۳۸۹). ارائهٔ الگویی برای تبیین ارتباط بین حاکمیت شرکتی و کیفیت سود. *مجلهٔ حسابداری مدیریت*، شمارهٔ ٤، صص ۵۹-۸۰.

۱۲- هاشمی، سیدعباس؛ صمدی، سعید و ریحانه هادیان. (۱۳۹۳). اثر کیفیت گزارشگری مالی و سررسید بدهی بر کارایی سرمایه‌گذاری. *فصلنامهٔ مطالعات تجربی حسابداری مالی*، شمارهٔ ٤، صص ۱۱۷-۱٤۳.

۱۳- هاشمی، سیدعباس؛ صمدی، سعید و افسانه سروش‌یار. (۱۳۸۹). ارزیابی توانمندی اجزای نقدی و تعهدی سود در پیش‌بینی سود غیرعادی و تعیین ارزش شرکت‌های پذیرفته‌شده در بورس اوراق بهادار تهران. *پژوهش‌های حسابداری مالی*، شمارهٔ ۳، صص ۹۳-۱۱۲.

14- Ahmed, A. S., Billings, B., Morton, R., & Stanford-Harris, M. (2002). The role of accounting conservatism in mitigating bondholder- shareholder conflicts over dividend policy and in reducing debt costs. *The Accounting Review*, Vol. 77, Pp. 867-890.

15- Ahmed, A. S., & Duellman, S. (2013). Managerial overconfidence and accounting conservatism. *Journal of Accounting Research*, Vol. 51, Pp. 1-30.

16- Ball, R., Robin, A., & Sadka, G. (2008). Is financial reporting shaped by equity markets or by debt markets? An international study of timeliness and conservatism. *Review of Accounting Studies*, Vol. 13, Pp. 168-205.

17- Beatty, A., Weber, J., & Yu, J. (2008). Conservatism and debt. *Journal of Accounting & Economics*, Vol. 45, Pp. 154-174.

18- Beekes, W., Pope, P., Young, S. (2004). The link between earnings timeliness, earnings conservatism and board composition: evidence from the UK. *Corporate Governance: An International Review*, Vol. 12, Pp. 47˚59.

19- Black. B. S., Balasubramanian. N. & Khanna. V. (2010). The relation between firm- level corporate governance and market value: A case study of India. *Emerging Markets Review*, Vol. 11, Pp. 319-340.

20- Demirguc- Kunt, A., & Maksimovic, V. (1998). Law, finance, and firm growth. *Journal of Finance*, Vol. 3, Pp. 2107-2137.

21- Diamond, D. (1993). Seniority and maturity of debt contracts. *Journal of Financial Economics*, Vol. 33, Pp. 341-368.

22- Fama, E. F., & Jensen, M. C. (1983). Separation of ownership and control. *Journal of Law & Economics*, Vol. 26, Pp. 301-325.

23- Flannery, M. (1986). Asymmetric information and risky debt maturity choice. *Journal of Finance*, Vol. 41, Pp. 19-37.

24- Givoly, D., & Hayn, C. (2000). The changing time-series properties of earnings, cash flows and accruals: Has financial reporting become more conservative?. *Journal of Accounting & Economics*, Vol. 29, Pp. 287-320.

25- Haw, I. M., Lee J. J. & Lee, W. J. (2014). Debt Financing and Accounting Conservatism in Private Firms. *Contemporary Accounting Research*, Vol. 31, Pp. 1220-1259

26- Jensen, M., & Meckling, W. (1976). Theory of the firm: Managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics*, Vol. 3, Pp. 305-360.

27- Kale, J., & Noe, T. (1990). Dividends, uncertainty, and underwriting costs under asymmetric information. *The Journal of Financial Research*, Vol. 13, Pp. 265-277.

28- Kang, T., Lobo,G. J. & Wolfe, M. C. (2017). Accounting Conservatism and Firm Growth Financed by External Debt: The Role of Debt Maturity. *Journal of Accounting Auditing and Finance*, Vol. 32, 2, Pp. 182-208.

29- Khurana, I. K. & Wang, C. J. (2015). Debt Maturity Structure and Accounting Conservatism. *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 42, Pp. 167-203.

30- Lara, J. M. G., Osma, B. G., & Penalva, F. (2009). Accounting conservatism and corporate governance. *Review of Accounting Studies*, Vol. 14, Pp. 161-201.
31- Lara, J. M. G., Osma, B. G., & Penalva, F. (2011). Conditional conservatism and cost of capital. *Review of Accounting Studies*, Vol. 16, Pp. 247-271.
32- Mohammed. N. F., Ahmed, K. & Ji, X. D. (2017). Accounting Conservatism, Corporate Governance and Political Connections. *Asian Review of Accounting*, Vol. 25, Pp. 228-318.
33- Myers, S. (1977). Determinants of corporate borrowing. *Journal of Financial Economics*, Vol. 5, Pp. 147-175.
34- Richardson, S. A., Sloan, R. G., Soliman, M. T., & Tuna, I. (2005). Accrual reliability, earnings persistence and stock prices. *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 39, 437-485.
35- Zhang, J. (2008). The contracting benefits of accounting conservatism to lenders and borrowers. *Journal of Accounting & Economics*, Vol. 45, Pp. 27-54.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی